



# Valeur comptable versus valeur boursière

**Badreddine HAMDI**

**Doctorant à l'Université de Toulon et du Var (I3M),**

**35, route des Milles, Arc 93, bâtiment 2, 13090 Aix-en-Provence, France**

**Tél. 06 21 74 91 27, Mail : [badreddinehamdi@yahoo.fr](mailto:badreddinehamdi@yahoo.fr)**

## Résumé

Ce papier a pour objet d'apporter une explication à l'écart constaté entre la valeur comptable et la valeur boursière des sociétés. Nous avons supposé qu'il peut être expliqué par l'irrationalité et « l'auto-référentialité » du marché, ainsi que par l'incapacité du modèle comptable traditionnel à traduire la valeur de la firme. Nos résultats corroborent la majorité de nos hypothèses et montrent que la distorsion entre la valeur comptable et la valeur boursière est une conséquence directe de la comptabilité au coût historique, de la prudence comptable, de la non-activation des certains éléments immatériels, ainsi que de la mauvaise évaluation (mispricing) des titres par les investisseurs sur le marché.

**Mots clés :** Ratio book-to-market, prudence comptable, actifs immatériels, coût historique, irrationalité des investisseurs.

## Abstract

This paper investigates the possible explanations for differences between the book value and market value of a firm. We propose and test the hypothesis that this difference can be attributed to the irrationality of financial markets and to the inability of the accounting to reflect faithfully the real state of the firm. Our results corroborate the majority of our assumptions and show that the divergence between the book value and the market value is explained mainly by the historical cost accounting, the accounting conservatism, the expensing of intangible items, as well as investors mispricing of securities.

**Keywords:** Book-to-market ratio, accounting conservatism, intangible assets, historical cost, investors irrationality.

# Valeur comptable versus valeur boursière

## 1. INTRODUCTION

La question de la valeur, substantielle depuis toujours dans les théories économiques néoclassiques, n'a fait qu'une apparition tardive et timide dans la doctrine financière. C'est dans la lignée des travaux de I. FISHER et à la recherche d'une définition de la valeur monétaire que l'économiste J.B WILLIAMS a élaboré les premières assises de la valeur en finance. Pour cet auteur, « *la valeur de n'importe quel actif (physique ou financier) est donnée par la valeur présente de tous les flux financiers espérés que cet actif générera* » Williams (1938). Autrement dit, la valeur d'un actif dépend non pas du coût d'acquisition antérieur mais plutôt des attributs futurs.

C'est précisément dans ce cadre que se révèle la dichotomie entre la finance et la comptabilité en matière de conception de la valeur. Par essence, « *la comptabilité appréhende l'entreprise en se fondant sur son passé et en centrant sa démarche sur les coûts* ». La finance apparaît, au contraire, comme une projection de l'entreprise dans l'avenir ; elle intègre la valeur qui résulte de la perception du risque et de la rentabilité future.

Cette distorsion entre comptabilité et finance, en ce qui concerne l'appréhension de la valeur, a débouché sur une divergence entre la valeur comptable, aboutissement des principes et normes comptables en vigueur, et la valeur boursière qui représente la valeur attribuée par le marché à l'actif économique de l'entreprise. Le lien entre ces deux valeurs, communément présenté sous la forme du ratio valeur comptable / valeur boursière des fonds propres (book-to-market ratio)<sup>1</sup>, tend à se distendre ces dernières années. Ainsi, Lev & Zarowin (1999) ont montré qu'aux Etats Unis, de même que dans la plupart des autres pays, les valeurs de marché rapportées aux valeurs comptables des actifs se sont accrues avec des valeurs médianes se situant autour de 1 en 1980, puis atteignant 1,6 durant les années 80 jusqu'au début des années 90 pour croître davantage depuis (Hoarau & Teller 2001). Au milieu de l'an 2000, Cisco System, une entreprise de la nouvelle économie, valait sur le marché plus que 500 milliards de dollars US, alors que son actif net comptable ne dépassait pas les 67 milliards de Dollars.

**Comment expliquer ce phénomène?** Le problème est complexe. Il trouve, en partie, son origine dans le conservatisme des principes et des pratiques comptables - prudence excessive, coût historique et non-activation<sup>2</sup> de certains éléments immatériels... - ancrés dans le modèle comptable traditionnel. A cela s'ajoute sans doute l'irrationalité et le caractère court-termiste des investisseurs sur le marché.

En guise d'analyse des points abordés ci-dessus, et afin d'apporter une réponse à l'interrogation sus-mentionnée, nous avons élaboré cette communication dont l'objet est de déceler, à travers un panorama de la littérature théorique et empirique, les éléments explicatifs des écarts entre valeurs boursières et valeurs comptables des sociétés.

<sup>1</sup> La relation entre ces deux valeurs est exprimée aussi par l'inverse de ce ratio, c'est-à-dire le ratio valeur boursière / valeur comptable (market-to-book ratio).

<sup>2</sup> L'activation d'une dépense « c'est l'action de porter cette dépense au débit d'un compte d'actif plutôt qu'à un compte de résultat ».

Après avoir explicité théoriquement la relation entre valeur boursière et valeur comptable et formulé les hypothèses dans la première section, nous avons abordé les aspects méthodologiques de la recherche (l'échantillon, les variables utilisées et l'approche économétrique) dans la deuxième section. La troisième section a présenté les résultats et les interprétations. Enfin, la quatrième section a résumé les conclusions de la recherche.

## **2. FONDEMENTS THEORIQUES ET FORMULATION DES HYPOTHESES TITRE**

### **2.1. L'INCAPACITE DU MODELE COMPTABLE TRADITIONNEL A TRADUIRE LA VALEUR DE LA FIRME**

La littérature comptable adresse plusieurs critiques au modèle comptable traditionnel, eu égard à sa capacité à évaluer les entreprises. Ce modèle ne traite pas de manière optimale les éléments immatériels et il est fondé sur des principes restrictifs, notamment le coût historique et la prudence comptable.

#### **2.1.1. Immatériels non présents au bilan ou sous-évalués**

La dématérialisation des actifs, au sein de l'entreprise, est de plus en plus éminente. Toutefois, ces actifs sont dotés de caractéristiques spécifiques : ils sont très difficiles à identifier et à mesurer par la comptabilité. En outre, un actif immatériel, qu'il soit généré en interne ou acquis sur le marché, pour être activé, doit satisfaire certains critères de reconnaissance : il doit être identifiable, facile à contrôler, clairement distinct du goodwill, et les bénéfices économiques futures, qui y sont afférents, iront à l'entreprise. Ainsi, il est patent de remarquer que ces critères sont très stricts et très sévères, et par conséquent, la plupart des immatériels seront passés en dépenses dans les comptes de résultats.

L'enregistrement des éléments incorporels en dépenses grève le bilan et conduit à amoindrir sa pertinence ; il donnera désormais une image de moins en moins fidèle de la réalité économique, même pour les sociétés de faible niveau technologique et celles de l'économie « traditionnelle ». Lev & Zarowin (1999) ont montré que l'utilité des données financières s'est dégradée depuis deux décennies car l'activité de croissance et d'innovation est mal prise en compte. Amir & Lev (1996), en élaborant une étude sectorielle (la téléphonie cellulaire), ont mis en évidence la pertinence limitée des informations financières traditionnelles (résultat, flux de liquidité et valeur comptable) en raison de la part grandissante de l'actif immatériel. Dans ce même cadre, les travaux de Aboody & Lev (1998), Chan & al (1998) et Lev & al (1999) témoignent de la pertinence (value relevance) des informations sur l'immatériel, notamment les projets de Recherche et Développement (R&D).

Le bilan échoue donc prétendument à reconnaître les éléments immatériels, ce qui débouche sur une valeur cachée non perceptible dans les comptes officiels, et partant sur une valeur comptable qui ne permet pas de bien refléter la valeur de l'entreprise. Ce dire a été approuvé par Eccles & al (2001). Les auteurs ont montré que le ratio valeur boursière / valeur comptable (market-to-book) de la société America On Line (AOL) était égal à 194,4 ! Après corrections de la valeur comptable - en introduisant le capital intangible - ce ratio est tombé à 2,51. En conséquence, cette idée pourrait nous conduire à supposer que la différence entre la valeur comptable et la valeur boursière peut être expliquée par l'absence de la prise en compte de l'immatériel dans le bilan, d'où notre première hypothèse :

**H1 :** *La différence qui existe entre la valeur de marché et la valeur comptable des sociétés peut être expliquée par la non-activation de certains éléments immatériels.*

### 2.1.2. La prudence comptable

Nonobstant son rôle important dans la théorie et les pratiques comptables et malgré qu'elle représente le centre d'intérêt des analystes financiers et des autorités de réglementation, la prudence comptable, n'a pas fait l'objet d'une définition explicite et exhaustive de la part des cadres comptables conceptuels. La seule définition officielle qui mérite d'être mentionnée est celle citée par l'IASB<sup>3</sup>. Pour ce dernier, la prudence comptable représente « *l'inclusion d'un certain degré de circonspection dans l'exercice des jugements nécessaires pour effectuer les évaluations requises dans les conditions d'incertitude, de façon à ce que l'actif ou les revenus ne soient pas surévalués et les passifs et les dépenses, sous-évalués* ».

A l'opposé des normalisateurs comptables, les travaux académiques se sont penchés amplement sur ce sujet. La plupart de ces travaux touchent à trois problématiques principales : l'explication, la mesure et l'étude de la tendance de la prudence comptable.

Dans un article typique, Basu (1997) s'appuie, dans son interprétation et ses mesures de la prudence, sur la rapidité de diffusion et d'inclusion, dans le résultat, de « mauvaises informations » (bad news) versus l'exigence d'une grande vérification pour les « bonnes informations » (good news). De cette constatation asymétrique des informations, l'auteur infère son hypothèse principale et présente son modèle qui teste la régression entre les résultats annuels et les rendements annuels des actions. Notons que l'auteur utilise les rendements annuels positifs et négatifs comme des « proxies » respectivement des « bonnes » et « mauvaises » informations. Conformément à son hypothèse, il trouve que la sensibilité des résultats aux rendements négatifs est plus élevée que celle aux rendements positifs. Il interprète ceci par le fait que le résultat, sous le principe de prudence comptable, intègre les mauvaises informations d'une manière plus rapide, en comparaison aux « bonnes informations ».

Dans une autre perspective, Feltham & Ohlson (1996) définissent la prudence comptable comme une relation asymptotique entre la valeur comptable et la valeur boursière des capitaux propres. La divergence entre ces deux valeurs représente, en effet, un indicateur des pratiques comptables prudentes, telles que la méthode d'évaluation au plus petit du coût et de la valeur, la méthode LIFO d'évaluation des stocks et les méthodes d'amortissement accéléré. Pour mesurer la prudence comptable, les auteurs proposent le ratio book-to-market. Ainsi, la comparaison de ce ratio à son benchmark de 1 permet de savoir si la comptabilité est prudente ou « agressive ». C'est-à-dire, lorsque ce ratio est inférieur à 1, la comptabilité est dite prudente ; dans le cas contraire en parlera d'une comptabilité « agressive ». Cette démarche a été suivie aussi par Ahmed, Morton & Schaefer (1998), Givoly, Hyan & Natarajan (2003), Beaver & Ryan (2000) et Watts (2003).

Par ailleurs, Pae, Thornton & Welker (2004), ainsi que Pope & Walker (2003) montrent que les deux mesures de la prudence comptable, proposées par Feltham & Ohlson (1996) et par Basu (1997) ont deux dimensions différentes. La méthode proposée par Basu (1997) est fondée sur le compte de résultat. En revanche, Feltham & Ohlson (1996) définissent et mesurent la prudence en se plaçant dans un cadre orienté plutôt vers les bilans des sociétés.

---

<sup>3</sup> IASC (International Accounting Standard Board): organisme de normalisation internationale.

Après avoir passé en revue l'ensemble de ces travaux de recherche, on a pu développer notre deuxième hypothèse, à savoir :

**H2 :** *La prudence comptable explique, en partie, la divergence entre la valeur comptable et la valeur boursière.*

### **2.1.3. La comptabilité au coût historique**

La valeur comptable d'une société est l'aboutissement de principes généralement reconnus (Generally Accepted Accounting Principles : GAAP), c'est-à-dire les normes, les concepts et les notes d'orientation, suivis lors de la préparation des états financiers. Sous les normes américaines et internationales, la valeur comptable d'un actif immobilisé, au moment de son acquisition, est généralement égale à sa valeur de marché. Ces deux valeurs divergent par la suite parce que la valeur comptable, fondée sur le concept du coût historique, est éloignée de la réalité de la valeur du moment.

En effet, la comptabilité au coût historique exige, depuis les débuts de la tenue des comptes, que les actifs et les passifs présents dans le bilan d'une société soient, pour la plupart, valorisés à leurs coûts de production ou d'acquisition, nets des amortissements et provisions passés. Ces coûts demeurent la référence par rapport aux valorisations ultérieures de ces rubriques, ce qui donne à l'écriture comptable une allure trop historique très éloigner de la juste valeur, qui tient compte de l'évolution des paramètres économiques qui environnent l'actif ou le passif de l'entreprise, qu'elle devait normalement refléter. Ce raisonnement conduit, par conséquent, à penser que le changement de la valeur d'un actif est généralement saisi par le marché avant d'être constaté par le système comptable.

Beaver & Ryan (1993) se rallient à cette idée ; ils soutiennent que la comptabilité au coût historique ne tient pas compte immédiatement de la variation des valeurs des actifs. Ces variations, qui peuvent être mesurées par les plus et moins-values latentes (unrealized gains and losses), ne se répercutent dans la valeur comptable que d'une manière tardive et graduelle. Donc, il va de soi que la distorsion entre la valeur comptable et la valeur boursière soit expliquée, en partie, par l'accumulation de plus et moins-values latentes courantes et antérieures. Cette idée a été reprise par la suite par plusieurs études, notamment Joos (1996), Billings & Morton (2001) et Ashbaugh & Lafond (2003).

En faisant pendant à ces travaux de recherche, nous présentons notre troisième hypothèse de ce travail de recherche, à savoir :

**H3 :** *Le divorce entre la valeur comptable et la valeur boursière est une conséquence directe d'une comptabilité au coût historique qui traite d'une manière graduelle et rétrospective la variation des valeurs des actifs.*

## **2.2. LES ANOMALIES D'EVALUATION SUR LE MARCHE**

Depuis plusieurs années, les marchés financiers se caractérisent par une prolifération d'anomalies et de comportements pervers de certains acteurs ; les prix donnés par ceux-ci échappant à la logique fondamentaliste, c'est-à-dire que l'évaluation n'est plus fondée sur l'estimation des bénéfices futurs que peut générer l'investissement. Selon Orléan (1999),

l'évaluation boursière, surtout sur un marché organisé et liquide, prend un aspect spéculatif fondé sur l'anticipation auto-référentielle ; le prix apparaît comme le produit de l'intersubjectivité des agents, c'est-à-dire qu'il ne dépend que de ce que ces agents pensent qu'il doit être. Mais le problème est que ces derniers sont, dans la majorité des cas, irrationnels, parce qu'ils sont attirés par les possibilités de gains à court-terme que par les qualités intrinsèques de la firme et ses potentialités de croissance à long terme. Cette idée a été confirmée par le président de la *Securities and Exchange Commission* qui indique que : « *De nombreuses valorisations boursières, aujourd'hui, semblent défier les explications traditionnelles. L'envolée de ces valorisations est largement le fruit de multiples divisions d'actions (stock splits) et de l'ascension de cours alimentée par une appétit insatiable des investisseurs* » (Kling, 2000).

Ce raisonnement renvoie intelligiblement à l'éternel débat sur les écarts d'évaluation entre valeurs fondamentales et valeurs de marché des entreprises (Albouy 1998). Une explication originale de ce phénomène est proposée par Orléan (1999) qui montre, en s'inspirant de la théorie Keynésienne, que la liquidité est à l'origine de l'apparition des comportements spéculatifs, et que « *sans liquidité, il n'y aurait pas lieu de chercher à utiliser les variations de prix...et la valeur fondamentale s'imposerait naturellement aux propriétaires de titres comme la seule évaluation pertinente* ». Autrement dit, l'importance relative des fundamentalistes et des spéculateurs sur le marché est une fonction du degré de liquidité ; moins le marché est liquide, plus les anticipations se portent sur le long terme et se fondent sur des données fondamentales, à savoir les dividendes futures et le taux d'intérêt, etc. ; plus le marché est liquide, plus les mouvements rapides d'achats et de ventes deviennent rentables et dominent le marché. Toute en restant dans ce même cadre, la question qui s'impose est de savoir dans quelle mesure le caractère suiviste, court-termiste et irrationnel des agents sur le marché peut amener à une distorsion entre la valeur boursière et la valeur comptable ? D'où notre quatrième hypothèse :

**H4** : *L'irrationalité du marché lors de l'évaluation des titres peut expliquer, en partie, le fossé grandissant entre la valeur comptable et la valeur boursière.*

Le test de cette hypothèse passe par les deux sous-hypothèses suivantes :

**H4-a** : *La déviation du cours boursier de la valeur comptable est due à un mispricing (mauvaise évaluation) systématique des titres de la part des investisseurs.*

**H4-b** : *La liquidité des titres augmente l'auto-référentialité de marché ainsi que le caractère conventionnel de l'évaluation boursière, ce qui débouche sur une déconnexion entre valeur comptable et valeur boursière.*



### 3. METHODOLOGIE DE LA RECHERCHE

#### 3.1. MESURE DES VARIABLES

##### 3.1.1. La variable endogène

Pour mesurer l'ampleur de la divergence entre la valeur comptable et la valeur boursière, le meilleur indicateur est le ratio book-to-market<sup>4</sup>. Ce ratio (ou son inverse) est présent dans l'intégralité des travaux empiriques qui ont essayé de rapprocher la valeur comptable et la valeur boursière, tels que Beaver & Ryan (1993 ; 2000) et Joos (1996 ; 2002). De même, ce ratio a fait l'objet de plusieurs autres travaux marquants dans les domaines de la comptabilité et de la finance, notamment Fama & French (1992 ; 1995 ; 1998), qui l'ont considéré comme un indicateur des rendements anormaux futurs, Penman (1992 ; 1996) et Bernard (1994), qui l'ont utilisé comme un estimateur de la rentabilité financière future, et Feltham & Ohlson (1995), qui l'ont intégré dans leur modèle d'évaluation des titres. Chez les économistes, ce ratio a été considéré comme le meilleur proxy du ratio  $q$  de Tobin.

En effet, notre variable endogène se définit de la manière suivante :

$$\text{Ratio book-to-market (MTB)} = \frac{\text{valeur comptable des capitaux propres}}{\text{valeur boursière des capitaux propres}}$$

##### 3.1.2. Les variables explicatives

###### – Intensité des éléments immatériels non-activés

À l'instar des travaux antérieurs sus-cités, nous avons utilisé le stock des dépenses de R&D et les frais de vente et d'administration (selling, General and administrative expenses) pour mesurer la valeur des éléments immatériels non-activés. Nous avons donc construit deux ratios qui peuvent être définis de la manière suivante :

$$\begin{aligned} RD\_CA &= \text{Frais de Recherche et Développement non activés} / \text{chiffre d'affaires} \\ SGA\_CA &= \text{Frais de vente et d'administration} / \text{chiffre d'affaires} \end{aligned}$$

Notre choix de l'intensité des frais de R&D comme estimateur des incorporels non activés peut s'avérer non raisonnable étant donné que certains pays européens, tels que la France, donnent aux entreprises l'option d'activer leurs dépenses de R&D. Toutefois, cette option est conditionnée par des critères stricts, ce qui explique la tendance générale à leur enregistrement en dépenses plutôt qu'à leur activation. En effet, une analyse récente réalisée en Belgique a montré que, sur un échantillon de 321 entreprises, seulement 10% ont divulgué les montants de leurs dépenses de R&D dans leurs bilans (Graham, 2000). De même, Ding, Stolowy & Tenenhaus (2003) ont montré que, sur un échantillon de 250 sociétés françaises, uniquement 18 sociétés activent leurs dépenses en R&D.

Quant au deuxième ratio (SGA\_CA), il a été emprunté aux travaux de Hand (2002) et Ding, Stolowy & Tenenhaus (2003). Ces auteurs notent que les frais de vente et

<sup>4</sup> Les travaux empiriques utilisent aussi l'inverse de ce ratio (le market-to-book) ou le  $Q$  de Tobin.

d'administration ont été fréquemment utilisés comme un estimateur des dépenses de publicité, de formation de ressources humaines et d'autres investissements immatériels non activés.

### – Prudence comptable

Nous définissons, ci-dessous, deux variables qui mesurent la prudence comptable et qui seront utilisées dans notre analyse statistique :

- La première variable est empruntée aux travaux de Givoly & Hayn (2000 ; 2002). Ces auteurs mesurent la prudence par l'accumulation des accruals<sup>5</sup> négatifs ; ils soutiennent que, dans des conditions normales et en absence de prudence comptable, les résultats nets avant amortissements et les flux de trésorerie provenant de l'exploitation doivent converger et par conséquent le cumul, au moins sur six ans, des accruals doit tendre vers zéro. Donc, notre variable est formulée de la manière suivante :

$$AC\_Accruals = -(Cumul\ des\ «\ total\ accruals\ »\ /\ Cumul\ du\ chiffre\ d'affaires)$$

avec :

« Total accruals<sup>6</sup> » = résultat net + amortissement - flux de trésorerie provenant de l'exploitation.

- La deuxième variable, proxy de la prudence comptable, est construite en ayant recours au modèle de Feltham & Ohlson (1996) ; il s'agit d'une variable binaire définie par la relation suivante :

$$FO\_dum = 1 \text{ si le taux de dépréciation comptable } > \text{ taux de dépréciation économique} \\ = 0 \text{ sinon}$$

avec:

- Taux de dépréciation comptable = amortissement (t) / actif d'exploitation (t-1)
- Le taux de dépréciation économique est extrait de l'estimation du modèle de Feltham & Ohlson (1996) pour chaque société.

La présentation de ce modèle, ainsi que son estimation pour les sociétés de notre échantillon et le calcul du taux de dépréciation économique sont donnés dans l'annexe 2.

### – Impact de la comptabilité au coût historique

Pour mesurer l'impact de la comptabilité au coût historique sur l'écart entre la valeur comptable (VC) et la valeur boursière (VB), nous avons utilisé le modèle de Ryan (1995).

<sup>5</sup> « Terme générique, sans équivalent en français, qui désigne en comptabilité d'engagement, les charges et les produits enregistrés dans la comptabilité mais n'ayant pas encore fait l'objet de flux financiers réels ».

<sup>6</sup> Nous avons considéré, à l'instar de Givoly & Hayn (2000), le total des accruals avant amortissement.



L'hypothèse principale de ce modèle stipule que la différence entre VC et VB suit un processus moyen mobile qui s'écrit de la manière suivante :

$$VC_t - VB_t = F(0)o_t + F(1)o_{t-1} + F(2)o_{t-2} + \dots F(K-2)o_{t-K+2} \quad (1)$$

où, K désigne la durée de vie de l'actif le plus ancien de la société ;  $o_t$  désigne la variation de la valeur de marché de l'actif, réalisée à la date t et intégrée graduellement dans la valeur comptable de cet actif ; F(s) représente la portion de la variation de la valeur de marché, réalisée à la date (t-s), qui demeure non constatée par la comptabilité au coût historique.

Ryan (1995) pose ensuite une condition de régularité selon laquelle le paramètre F(s) tend vers 0 d'une manière monotone en fonction de s, c'est-à-dire :

$$\lim_{s \rightarrow K-2} F(s) \rightarrow 0$$

Il transforme, ensuite, l'équation (1)<sup>7</sup> en une équation linéaire estimable selon laquelle le ratio book-to-market est une fonction des variations actuelles et antérieures de la valeur de marché de capitaux propres :

$$BTM_{i,t} = \alpha_{it} + \sum_{j=0}^6 \beta_j \frac{\Delta VB_{i,t-j}}{VB_{it}} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{avec :}$$

$BTM_{i,t}$  : Le ratio valeur comptable / valeur boursière des capitaux propres (book-to-market ratio) de la firme i, calculé à la fin de l'année fiscale t,

$VB_{it}$  : La valeur de marché des capitaux propres de la firme i, à la fin de l'année fiscale t,

$\beta_j$  : Représente la portion de la variation de la valeur de marché, réalisée à la date t-j, mais qui demeure non constatée par le modèle comptable à la date t,

$\alpha_{it}$  : Désigne l'effet individuel et temporel fixe. Notons que l'auteur a intégré l'effet des autres facteurs explicatifs de l'écart entre valeur comptable et valeur boursière, tels que la prudence comptable, dans  $\alpha_{it}$ .

Pour confirmer l'existence d'un impact significatif de la comptabilité au coût historique sur le ratio book-to-market, deux conditions doivent être respectées :

- $\beta_j$  (j = 0...6) soient significatifs et négatifs,
- $\beta_0 < \beta_1 < \beta_2 < \dots < \beta_6$  (condition de régularité).

#### - Proxy de l'irrationalité des investisseurs sur le marché

Les analystes financiers sont des acteurs principaux sur le marché financiers. Leur travail consiste à fournir aux investisseurs un suivi chiffré des sociétés, prenant la forme de prévisions des bénéfices par actions, des dividendes, etc., qui les aide à la valorisation des actifs financiers. En effet, ce rôle informatif des analystes impacte le comportement des investisseurs et entraîne une animation des marchés financiers. Les travaux empiriques

<sup>7</sup> Pour une démonstration détaillée de ce modèle, se référer à Ryan (1995).

antérieurs, notamment Imhoff & Lobo (1984), Grandin & Jacquillat (1992) et Peterson & Peterson (1995), ont montré que les cours des actions et les volumes de transactions réagissent à l'annonce des prévisions des analystes, ainsi qu'à l'annonce des recommandations d'achat et de vente formulées par ces derniers.

En se ralliant à ces idées, on a utilisé les erreurs de prévisions de bénéfices par actions par les analystes comme un Proxy du « mispricing » (mauvaise évaluation) systématique des titres de la part des investisseurs sur le marché. Notre choix est étayé par les études empiriques<sup>8</sup> « *qui ont toutes utilisé les prévisions des analystes financiers pour mesurer les anticipations des agents économiques* » (Levasseur, L'her & Suret, 1999).

Cette variable se définit par la formule ci-dessous :

$$Erreur\ h = \frac{F_h - A}{|A|}$$

Où,  $F_h$  correspond aux consensus I/B/E/S : prévisions moyennes du bénéfice par action, publiées par I/B/E/S<sup>9</sup> entre le 14 et le 20 décembre<sup>10</sup>, pour l'exercice en cours ( $h=1$ ) et pour l'exercice suivant ( $h=2$ ).

A : représente la réalisation constatée du bénéfice par action faisant l'objet de l'estimation ;

#### – La liquidité

Il existe diverses façons de mesurer la liquidité. Parmi les mesures les plus courantes, mentionnons le volume et la fréquence des transactions, l'écart acheteur-vendeur (bid-ask spread), et le ratio de rotation (turnover). Dans le cadre de notre article, nous avons utilisé cette dernière mesure qui s'approche plus étroitement de la notion traditionnelle de la liquidité. Cette mesure se définit de la manière suivante :

*Turnover = Moyenne annuelle des nombres des titres traités au cours de la dernière journée de chacun des mois de l'année divisée par le nombre d'actions ordinaires.*

Finalement, nous présentons dans le tableau ci-dessous toutes les variables explicatives ainsi que les relations prédites entre ces dernières et le ratio book-to-market :

<sup>8</sup> Notamment l'article de Jeffery, Lannen & Verrecchia (1994).

<sup>9</sup> I/B/E/S précise que ses données sont publiées le jeudi qui tombe entre les 14<sup>ème</sup> et 20<sup>ème</sup> jours de chaque mois.

<sup>10</sup> Nous avons utilisé les dernières prévisions réalisées avant la fin de l'exercice fiscal, étant donné que plusieurs études empiriques ont montré que les prévisions des analystes financiers deviennent plus précises et plus exactes en s'approchant de la date d'annonce des bénéfices par les sociétés.

**Tableau 1. Relations prédites entre variables explicatives et ratio BTM**

Variables explicatives	Symboles	Lien
La comptabilité au coût historique	$\Delta VB_{t-j} / VB_t \quad j = 0 \dots 6$	Négatif
Prudence comptable	<i>FO_dum</i>	Négatif
	<i>Ac_Accruals</i>	Négatif
Eléments immatériels non-activés	<i>SGA_CA</i>	Négatif
	<i>RD_CA</i>	Négatif
Erreur de prévision des analystes	<i>Erreur 1</i>	Négatif
	<i>Erreur 2</i>	Négatif
Liquidité	<i>Turnover</i>	?

### 3.2. ECHANTILLON

L'étude porte sur un échantillon initial de 2342 sociétés européennes cotées pour la période 1995-2002. Les données comptables et boursières proviennent de deux bases de données internationales : Datastream et Worldscope. Les prévisions des bénéfices des analystes financiers, quant à elles, sont extraites de la base de données I/B/E/S.

La construction de notre échantillon est passée par plusieurs étapes. Nous avons éliminé d'abord les sociétés dont les données ne sont pas disponibles pour toute la période d'étude, ainsi que celles qui ne clôturent pas leur exercice comptable le 31 décembre. Nous avons écarté également les entreprises des secteurs bancaire et de l'assurance qui présentent une structure financière atypique et ce, dans le but de garder une homogénéité des normes comptables. Cet échantillon a, ensuite, été épuré en ôtant les sociétés qui avaient des capitaux propres négatifs et en éliminant les données aberrantes, en suivant une procédure de « nettoyage » similaire à Beaver et Ryan (2000) et Billings et Morton (2001). Ce faisant, les sociétés dont le ratio book-to-market était supérieur à 4 et dont la variation de la valeur de marché se situait hors de l'intervalle  $[-4 \quad 4]$  ont été supprimées. De même, les observations pour lesquelles les erreurs absolues de prévisions des analystes financiers étaient supérieures à 300% ont été écartées.

Après élimination des données manquantes et aberrantes, l'échantillon regroupe 1360 observations pour 170 sociétés.

### 3.3. MODELES ECONOMETRIQUES

Vu la spécificité de notre échantillon, qui est composé des sociétés appartenant à plusieurs pays européens et à plusieurs secteurs d'activité, l'estimation par les moindres carrés ordinaires, qui présuppose l'homogénéité des firmes, peut conduire à des estimations biaisées. Afin de suppléer à ces problèmes, on a eu recours l'économétrie des données de panel. Cette méthode présente l'avantage, grâce à sa double dimension (temporelle et individuelle), de

rendre compte simultanément de la dynamique des comportements et de leur éventuelle hétérogénéité, manœuvre qui n'est pas possible avec les coupes transversales et les séries temporelles (Sevestre, 2002). Il existe deux cadres d'analyse en panel : un cadre statique et un cadre dynamique. Dans le cadre statique, nous avons utilisé deux modèles : le modèle à effet fixe et le modèle à effet aléatoire. Quant au cadre dynamique, qui se caractérise par la présence d'une ou plusieurs variables endogènes retardées parmi les variables explicatives, l'estimation a été réalisée en utilisant la Méthode de Moments Généralisés (GMM) proposées par Arellano & Bond (1991).

Nous présentons ci-dessous notre modèle à effet fixe (le modèle à effet aléatoire et le modèle dynamique sont présentés dans l'annexe 3) :

$$BTM_{it} = \alpha_i + \gamma_1 SGA\_CA + \gamma_2 RD\_CA + \gamma_3 FO\_dum + \gamma_4 AC\_Accruals + \gamma_5 Erreur1 + \gamma_6 Erreur2 + \gamma_7 Turnover + \left[ \sum_{j=0}^6 \beta_j \frac{\Delta VB_{it-j}}{VB_{it}} \right] + \xi_{it}$$

avec :

$BTM_{it}$  : Ratio book-to-market de la firme  $i$ , calculé à la fin de l'année fiscale  $t$ ,

$SGA\_CA$  : Ratio d'intensité des frais de vente et d'administration de la firme  $i$  à la date  $t$ ,

$RD\_CA$  : Ratio d'intensité de la recherche et du développement de la firme  $i$  à la date  $t$ ,

$FO\_dum$  : Variable binaire extraite du modèle de Feltham & Ohlson (1996),

$AC\_Accruals$  : Taux d'accumulation des accruals négatifs,

$Erreur1$  et  $Erreur2$  : Erreurs de prévisions de bénéfices par actions, de l'exercice en cours et de l'exercice suivant, réalisée par les analystes financiers,

$Turnover$  : Ratio de rotation des titres,

$VB_{it}$  : La valeur de marché des capitaux propres de la firme  $i$ , à la fin de l'année fiscale  $t$ .

## 4. RESULTATS EMPIRIQUES

### 4.1. ANALYSE DESCRIPTIVE

Les résultats descriptifs sont consignés au tableau 2, qui reprend les caractéristiques de toutes nos variables. Le premier résultat significatif est la moyenne (la médiane) du ratio book-to-market. Cette moyenne (médiane) est égale à 0,6725 (0,5464), elle est inférieure à 1, ce qui signifie que les sociétés de notre échantillon présentent en moyenne une valeur comptable inférieure à leur valeur boursière sur l'ensemble de la période. Ce résultat est comparable à ceux enregistrés par Beaver et Ryan (2000) sur le marché américain et par Cazavan (2004) sur le marché français. On est donc en présence d'un même phénomène qui caractérise la majorité des marchés financiers nationaux : il s'agit d'une distorsion marquante entre l'évaluation bilantielle de l'entreprise et son appréciation par le marché.

**Tableau 2. Statistiques descriptives des variables**

	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>Médiane</i>
<i>BTM</i>	1360	0,67250	0,50734	0,03524	3,70370	0,54645
<i>SGA_CA</i>	1360	0,19221	0,10197	0,01420	0,59450	0,17265
<i>RD_CA</i>	1360	0,03244	0,03548	0	0,23330	0,02
<i>FO_dum</i>	1360	0,42794	0,49496	0	1	0
<i>Ac_Accruals</i>	1360	-0,00685	0,03907	-0,6026	0,46362	-0,00604
<i>Turnover</i>	1360	0,08082	0,12135	0	1,11852	0,04639
<i>Erreur 1</i>	1360	0,16097	0,51309	-1,69677	3	0,03112
<i>Erreur 2</i>	1360	0,32642	0,67480	-2,13793	3	0,15711
$\Delta VB_{t-j}/VB_t$	1360	0,03380	0,46734	-4	4	0,05785

Une analyse plus fine de l'évolution par année, pour toutes les sociétés de notre échantillon, de la moyenne du ratio book-to-market (présentée par le tableau 3 et par le graphique 1 dans l'annexe 1), montre que le niveau le plus faible de ce ratio s'observe en 1997 (0,51), tandis que les trois dernières années enregistrent les niveaux du ratio les plus prononcés (autour de 0,9) : une tendance à la hausse de ce ratio semble se profiler depuis l'année 2000. Cela pourrait s'expliquer par le retournement des marchés financiers sur les valeurs de la haute technologie sans ignorer, pour autant, l'effet des circonstances économiques et politiques qui ont marqué cette période.

L'analyse des autres ratios montre que les frais de vente et d'administration (selling, General and administrative expenses), et les frais de recherche et de développement de notre échantillon avoisinent en moyenne respectivement 19% et 3% du chiffre d'affaires. Un autre résultat important qui mérite d'être analysé concerne les erreurs de prévisions des bénéfices par actions par les analystes financiers. Ces erreurs sont supérieures à 0, montrant ainsi l'optimisme des analystes financiers sur la période 1995-2002. Ce phénomène d'optimisme s'explique, comme le soulignent Francis & Philbrick (1993), par l'hypothèse de dépendance des analystes vis-à-vis des dirigeants des entreprises (management-relations hypothesis). En effet, les analystes financiers ont tendance à ne pas publier des estimations défavorables à l'égard des entreprises, afin de ne pas perdre toute possibilité de contacts avec les dirigeants de ces entreprises, et partant toute possibilité d'accès à des informations non disponibles sur le marché. De même, nous pouvons remarquer que l'ampleur des erreurs varie selon l'horizon de l'estimation ; elle est passée de 0,16 pour l'estimation du bénéfice par action de l'exercice en cours à 0,32 pour celle de l'exercice suivant, ce qui montre que les analystes financiers révisent à la baisse leurs anticipations des bénéfices par actions. Ces résultats sont approchants de ceux trouvés par Grandin et Jacquillat (1994) et Fontowicz (1999) sur le marché français et par Beckers, Stelarios et Thomson (2004) sur le marché européen.

## 4.2. ANALYSE STATIQUE

Le tableau 4 (dans l'annexe 1) présente la matrice de corrélation. Les résultats qui émergent de ce tableau montrent que le niveau de corrélation entre les différentes variables est faible, ce qui signifie que le problème de colinéarité ne se pose pas dans le cas de notre échantillon et nos variables.

Le tableau 5 présente les résultats de la régression construite entre le ratio book-to-market et les différentes variables définies précédemment, sur laquelle un effet fixe a été introduit pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle de l'échantillon. Dans l'ensemble, les variables retenues expliquent une part importante de l'écart entre valeur comptable et valeur boursière (le  $\bar{R}^2 = 0,5235$ ). Le test de Fisher indique que le modèle est globalement significatif au seuil de 1%. À l'exception de la variable turnover, qui mesure la liquidité du marché, toutes les autres variables explicatives sont significatives.

En effet, les deux variables qui mesurent l'intensité des éléments immatériels non activés sont significatives ; le coefficient de l'intensité de frais de recherche et développement est négatif et significatif au seuil de 1% (coeff = -2,175 et  $p = 0,001$ ) et le coefficient de l'intensité de frais de vente et d'administration est négativement significatif au seuil de 5% (coeff = -0,562 et  $p = 0,011$ )<sup>11</sup>. À la lumière de ces résultats, nous pouvons confirmer que le marché accorde une valeur aux éléments immatériels non reconnus comptablement et les considère comme des sources potentielles de création de valeur. Notre hypothèse est par conséquent validée : la divergence entre la valeur comptable et la valeur boursière s'explique par la non-activation des éléments immatériels. Comparativement aux travaux antérieurs, nos résultats sont approchants de ceux trouvés par Hand (2002), Francis & Schipper (1999) et Joos (2002), mais ils sont contraires à ceux enregistrés par Cazavan (2004) sur le marché français. Cette divergence pourrait s'expliquer par la nature des données utilisées par cet auteur ; elles ont été récoltées à travers un questionnaire envoyé aux directions financières des sociétés et sont, par conséquent, enclines à la subjectivité des répondants.

---

<sup>11</sup> On remarque que cette deuxième variable est moins significative que l'intensité de frais de recherche et développement, et cela paraît normal, du fait que cette variable n'est pas une mesure directe, mais un proxy des éléments immatériels tels que les frais de publicité, de formation de personnel et d'autres éléments immatériels non activés (Ding, Stollowy et Tenenhaus, 2003).



**Tableau 5. Résultats de l'estimation du modèle à effet fixe**

<i>VARIABLES</i>	<i>Coef</i>	<i>Ecart type</i>	<i>T-stat</i>	<i>Signif</i>
<i>SGA_CA</i>	-0,56248**	0,22206	-2,53	0,011
<i>RD_CA</i>	-2,17529***	0,64583	-3,37	0,001
<i>FO_dum</i>	//	//	//	//
<i>Ac_Accruals</i>	-0,61418**	0,24343	-2,52	0,012
<i>Turnover</i>	0,09402	0,09890	0,95	0,342
<i>Erreur 1</i>	-0,03263**	0,01506	-2,17	0,030
<i>Erreur 2</i>	-0,02111*	0,01132	-1,86	0,062
$\Delta VB_t / VB_t$	$\beta_0 = -0,45346^{***}$	0,01545	-29,35	0,000
$\Delta VB_{t-1} / VB_t$	$\beta_1 = -0,29500^{***}$	0,01401	-21,05	0,000
$\Delta VB_{t-2} / VB_t$	$\beta_2 = -0,28766^{***}$	0,01572	-18,30	0,000
$\Delta VB_{t-3} / VB_t$	$\beta_3 = -0,24385^{***}$	0,01696	-14,37	0,000
$\Delta VB_{t-4} / VB_t$	$\beta_4 = -0,17814^{***}$	0,01703	-10,46	0,000
$\Delta VB_{t-5} / VB_t$	$\beta_5 = -0,10980^{***}$	0,01790	-6,14	0,000
$\Delta VB_{t-6} / VB_t$	$\beta_6 = -0,05417^{***}$	0,01866	-2,90	0,004

\* Significatif au seuil de 10%

\*\*\* Significatif au seuil de 1%

nombre d'obs = 1360

\*\* Significatif au seuil de 5%

R Bar2 = 0,5235

F (13,1176) = 101,4915\*\*\*

À l'instar des travaux de Beaver et Ryan (2000), Billings et Morton (2000) et Ashbaugh et Lafond (2003), nos résultats montrent que les coefficients  $\beta_j$  ( $j = 0 \dots 6$ ) sont tous négatifs et significatifs au seuil de 1% et pour lesquels la condition de régularité ( $\beta_0 < \beta_1 < \beta_2 < \dots < \beta_6$ ), qu'impose le modèle de Ryan (1995), est respectée. Ces résultats autorisent à penser que la comptabilité au coût historique traite les variations des valeurs des actifs d'une manière graduelle et rétrospective, ce qui débouche sur une sur-évaluation de la valeur boursière en regard de la valeur comptable.

La variable *Ac\_Accruals* entre avec un coefficient négatif et significatif au seuil de 5% pour le modèle à effets fixes, montrant ainsi que la prudence comptable, mesurée par l'accumulation des accruals - ou pour le dire autrement par la non convergence entre les flux de trésoreries provenant de l'exploitation et les résultats nets avant amortissements - explique la sous-évaluation de l'entreprise par la comptabilité<sup>12</sup>. Ce résultat s'accorde avec les travaux empiriques qui utilisent cette variable, notamment celui de Ahmed & al (2002) et Givoly et Hayn (2002). Ces derniers ont montré que l'ampleur du ratio market-to-book (valeur boursière/valeur comptable) a baissé énormément lorsque la valeur comptable est ajustée, en additionnant les accruals. De même, les auteurs ont montré l'existence d'une corrélation

<sup>12</sup> Les résultats relatifs à la deuxième variable, qui mesure la prudence comptable (*FO\_dum*), n'ont pas été présentés, parce qu'il s'agit d'une variable binaire qui pourrait disparaître avec l'estimation du modèle à effet fixe (estimateur Within qui consiste à calculer pour chaque variable sa différence par rapport à la moyenne).

statistiquement significative entre le taux d'accumulation de ces accruals et le ratio market-to-book sur la période 1980-1998.

Finalement, les deux variables qui mesurent les erreurs de prévisions des bénéfices par actions par les analystes financiers (Erreur1 et Erreur2) ont respectivement des coefficients négativement significatifs au seuil de 5% et de 10%, ce qui corrobore le sens de relation prévu entre ces variables et le ratio book-to-market. On remarque également que la significativité des coefficients de ces deux variables varie en fonction de l'horizon de prévisions. Une explication possible à ce phénomène pourrait se trouver dans l'importance qu'accorde le marché aux prévisions réalisées par les analystes financiers à des dates proches de la fin de l'exercice fiscale ou de l'annonce des documents comptables. Toutefois, nos résultats montrent l'absence de corrélation significative entre la variable qui mesure la liquidité et le ratio book-to-market, ce qui ne va pas de pair avec l'étude d'Orléan (1999) qui indique que la liquidité du marché renforce le caractère conventionnel et mimétique des agents, débouchant ainsi sur une déconnexion entre le cours boursier et la valeur fondamentale de l'entreprise. Ces derniers résultats réfutent donc notre hypothèse qui postule que l'écart entre la valeur comptable et la valeur boursière pourrait s'expliquer par la liquidité du marché.

Les résultats de l'estimation du modèle à effets aléatoires<sup>13</sup> sont présentés dans le tableau 6. Les coefficients estimés et les statistiques correspondantes sont pratiquement les mêmes que ceux du modèle à effets fixes. Par ailleurs, notre deuxième mesure de la prudence comptable (FO\_dum), qu'on a extraite du modèle de Feltham & Ohlson (1996), réapparaît avec un coefficient négatif et très significatif (coeff= -0,1388 et  $p = 0,000$ ) montrant ainsi que la sous-évaluation de la valeur comptable s'explique par une utilisation, par les entreprises de notre échantillon, des pratiques comptables prudentes telles que l'amortissement accéléré. En effet, sous l'égide de ces résultats, nous pouvons confirmer l'hypothèse qui présume que la prudence comptable explique la divergence entre la valeur comptable et la valeur boursière d'une entreprise.

---

<sup>13</sup> Le test d'Hausman, qui permet de tester la spécification du modèle à effets aléatoires contre la spécification du modèle à effets fixes, donne les résultats suivants : Chi-Squared (14)= 379,12663 avec un niveau de significativité = 0,00000000. Ce résultat rejette la spécification effets aléatoires et privilégie la spécification effets fixes, ce qui montre que les coefficients estimés du modèle à effets aléatoires sont biaisés et non convergents à cause de l'existence d'une corrélation entre l'hétérogénéité individuelle et les variables explicatives. L'estimation du modèle à effets fixes élimine cette hétérogénéité et permet d'obtenir des estimateurs non biaisés.

**Tableau 6. Résultats de l'estimation du modèle à effet aléatoire**

<i>VARIABLES</i>	<i>Coef.</i>	<i>Ecart type</i>	<i>T-stat</i>	<i>Signif</i>
<i>SGA_CA</i>	-0,55001***	0,16191	-3,40	0,001
<i>RD_CA</i>	-1,78496***	0,47079	-3,79	0,000
<i>FO_dum</i>	-0,13882***	0,03144	-4,42	0,000
<i>Ac_Accruals</i>	-0,59610**	0,23445	-2,54	0,011
<i>Turnover</i>	0,07790	0,09059	0,86	0,390
<i>Erreur 1</i>	-0,03411**	0,01500	-2,27	0,023
<i>Erreur 2</i>	-0,02226**	0,01126	-1,98	0,048
$\Delta VB_t / VB_t$	$\beta_0 = -0,45098^{***}$	0,01522	-29,62	0,000
$\Delta VB_{t-1} / VB_t$	$\beta_1 = -0,29362^{***}$	0,01388	-21,16	0,000
$\Delta VB_{t-2} / VB_t$	$\beta_2 = -0,28586^{***}$	0,01559	-18,33	0,000
$\Delta VB_{t-3} / VB_t$	$\beta_3 = -0,24172^{***}$	0,01684	-14,36	0,000
$\Delta VB_{t-4} / VB_t$	$\beta_4 = -0,17797^{***}$	0,01696	-10,49	0,000
$\Delta VB_{t-5} / VB_t$	$\beta_5 = -0,11350^{***}$	0,01787	-6,35	0,000
$\Delta VB_{t-6} / VB_t$	$\beta_6 = -0,05870^{***}$	0,01870	-3,14	0,002
<i>Constante</i>	0,89758***	0,04138	21,69	0,000

\* Significatif au seuil de 10%

\*\*\* Significatif au seuil de 1%

nombre d'obs = 1360

\*\* Significatif au seuil de 5%

F (14,1176) = 100,9628\*\*\*

R Bar2 = 0,5073

En guise de conclusion de cette analyse statique, nous pouvons confirmer que la prudence comptable, la comptabilité au coût historique, la non-activation de certains éléments immatériels, ainsi que le « mispricing » (mauvaise évaluation) de titres de la part des investisseurs sont les facteurs majeurs de différenciation entre la valeur comptable et la valeur boursière. La liquidité du marché, qui renforce au sens d'Orléan (1999) son autoréférentialité, n'apparaît pas, quant à elle, comme un élément explicatif de cet écart

#### 4.3. ANALYSE DYNAMIQUE

Afin d'affiner notre étude économétrique, nous avons introduit la variable endogène retardée (BTM(t-1)) comme variable explicative et nous avons utilisé la Méthode de Moment Généralisé (GMM) qui contrôle de façon précise l'hétérogénéité individuelle non observée. Cette approche dynamique permet d'expliquer la divergence entre valeur comptable et valeur boursière en tenant compte de sa persistance. Le modèle est estimé en déviation orthogonale en utilisant la méthode d'Arellano & Bond (1991) à deux étapes. Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau 7.

Les résultats qui émergent de ce tableau montrent que la variable endogène retardée (BTM(t-1)) a un effet positif et significatif au seuil de 1%, ce qui montre l'existence d'une dépendance entre les ratios book-to-market d'une année à l'autre. Ce résultat pourrait trouver une explication dans l'hypothèse d'efficience de marché dans sa forme faible qui postule que

toute information basée sur des séries historiques de cours ou de rendements est pleinement reflétée dans le cours actuel des titres (Colmant, Gillet & Szafarz, 2003).

S'agissant des autres variables explicatives, nous remarquons que les coefficients des variables  $RD\_CA$  et  $FO\_dum$ , représentant respectivement l'intensité des frais de recherche et développement et la prudence comptable au sens de Feltham et Ohlson (1996), ont baissé mais tout en restant toujours significatifs. De même, le coefficient  $\beta_6$  devient non significatif. Ces résultats nous conduisent à penser que ces coefficients étaient sur-estimés dans les modèles statiques (effets fixes et effets aléatoires) par la présence de l'hétérogénéité individuelle non observée ou par l'utilisation des méthodes qui ne permettent pas de la contrôler de façon rigoureuse<sup>14</sup>.

**Tableau 7. Résultats de l'estimation du modèle dynamique (méthode GMM en déviation orthogonale)**

<i>VARIABLES</i>	<i>Coef.</i>	<i>Ecart type</i>	<i>T-stat</i>	<i>Signif</i>
<i>BTM (-1)</i>	0,33995***	0,05965	5,70	0,000
<i>SGA_CA</i>	-0,64157**	0,31350	-2,05	0,041
<i>RD_CA</i>	-2,65016*	1,56100	-1,70	0,090
<i>FO_dum</i>	-0,22322*	0,12110	-1,84	0,066
<i>Ac_Accruals</i>	-0,98038***	0,34650	-2,83	0,005
<i>Turnover</i>	0,15057	0,13200	1,14	0,254
<i>Erreur 1</i>	-0,04005**	0,01803	-2,22	0,027
<i>Erreur 2</i>	-0,01979*	0,01252	-1,58	0,104
$\Delta VB_t / VB_t$	$\beta_0 = -0,43921^{***}$	0,03665	-12,00	0,000
$\Delta VB_{t-1} / VB_t$	$\beta_1 = -0,20039^{***}$	0,03563	-5,61	0,000
$\Delta VB_{t-2} / VB_t$	$\beta_2 = -0,20706^{***}$	0,04396	-4,71	0,000
$\Delta VB_{t-3} / VB_t$	$\beta_3 = -0,18558^{***}$	0,03926	-4,73	0,000
$\Delta VB_{t-4} / VB_t$	$\beta_4 = -0,12264^{***}$	0,03594	-3,41	0,001
$\Delta VB_{t-5} / VB_t$	$\beta_5 = -0,09084^{***}$	0,02918	-3,11	0,002
$\Delta VB_{t-6} / VB_t$	$\beta_6 = -0,02181$	0,04961	-0,44	0,660

\* Significatif au seuil de 10%

\*\*\* Significatif au seuil de 1%

AR (1) test :  $N(0,1) = -3,997 [0,000]$  \*\*

\*\* Significatif au seuil de 5%

test de Sargan:  $\chi^2(231) = 152,2 [1,000]$

AR (2) test :  $N(0,1) = -0,2474 [0,852]$

<sup>14</sup> Nous remarquons que le test de Sargan accepte l'hypothèse selon laquelle les instruments utilisés sont valides et le test (AR) rejette l'hypothèse de l'auto-corrélation des erreurs, ce qui confirme la consistance de l'estimateur GMM.

## 5. CONCLUSION

L'enjeu de cette étude était de spécifier les facteurs essentiels qui expliquent la divergence constatée ces dernières années entre l'évaluation « bilantielle » d'une firme et son évaluation par le marché. Au rebours des travaux cités précédemment et qui n'ont pas abouti à une explication exhaustive de cet écart, notre étude a examiné simultanément plusieurs facteurs explicatifs (prudence comptable, coût historique, actifs immatériels, anomalies sur le marché, etc.) et les a introduit dans un seul modèle.

Au terme de notre analyse statistique, plusieurs résultats se dessinent. Ce faisant, l'analyse descriptive nous a permis de conclure, à l'instar des recherches menées dans le contexte anglo-saxon, à l'existence effective d'une distorsion remarquable entre les valeurs comptables et les valeurs boursières des sociétés européennes sur la période 1995-2002 ; le niveau le plus important de cette divergence a été observé durant les années 1996 et 1997. L'analyse descriptive mène aussi à conclure sur l'existence d'un optimisme des analystes financiers européens sur cette période d'étude. Par ailleurs, l'enseignement majeur que nous livre les tests économétriques (analyses statique et dynamique) est que l'écart entre la valeur comptable et la valeur boursière s'explique essentiellement par la mauvaise évaluation des titres par les investisseurs sur le marché, ainsi que par l'incapacité des comptes à restituer, d'une manière fidèle, toute la réalité de l'entreprise : actifs immatériels ignorés ou sous-évalués, principes comptables irréalistes, information comptable tardive et obsolète, etc.

Ces résultats tendent à confirmer les critiques formulées par les normalisateurs et les régulateurs comptables à l'encontre du modèle comptable traditionnel, surtout concernant son incapacité à traduire la valeur de l'entreprise. Dans le but de suppléer aux principales faiblesses de ce modèle, les normalisateurs internationaux (FASB et IASC...) ont retenu, après maintes réflexions, une approche tout à fait novatrice qui vise à relayer le coût historique qui sous-tend la mesure comptable du résultat et des capitaux propres, en lui substituant une évaluation faisant référence à la notion de la juste valeur (*fair value*). Cette nouvelle méthode comptable, dont le principe fondateur est que le meilleur instrument d'évaluation d'un actif reste le marché, possède l'avantage de traduire dans les comptes des valeurs actuelles plutôt que des coûts d'acquisition obsolètes. L'idée est, en effet, de permettre aux utilisateurs des comptes de mieux saisir la réalité économique de l'entreprise et de mieux appréhender la valeur grâce à l'information comptable. Cette approche, destinée typiquement aux investisseurs, tente donc d'améliorer le contenu informatif des données comptables, mais surtout de réduire les asymétries d'information et les possibilités d'arbitrage comptable. Ce raisonnement nous conduit donc à nous interroger sur la capacité de ce nouveau modèle comptable à entraîner une évaluation plus rationnelle de la firme par les investisseurs sur le marché.

## BIBLIOGRAPHIE

- ABOODY, D. et LEV, B. (1998). « The value relevance of intangibles: the case of software capitalization », *Journal of Accounting Research*, Vol. 36, supplement: 161-91.
- AHMED, A., MORTON, R. M. et SCHAEFER, T.F. (1998). « Accounting conservatism and the evaluation of accounting numbers: evidence on the FELTHAM-OHLSON (1996) model », *Working Paper*, University of Notre Dame.
- AHMED, A.S., BILLINGS, B.K., MORTON, R.M. et HARRIS, M.S. (2002). « The role of accounting conservatism in mitigating bondholders-shareholders conflicts over dividend policy and in reducing debt costs », *The Accounting Review*, Vol. 77, N° 4, October : 867-90.
- ALBOUY, M. (1998). « Peut-on faire confiance au marché pour évaluer les entreprises ? », *Actes des XIVèmes journées des IAE, valeur marché et organisation*, Presse Académiques de l'Ouest, tome: 45-72
- AMIR, E. et LEV, B. (1996). « Value relevance of nonfinancial information: The wireless communication industry », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 22: 3-30.
- ARELLANO, M. et BOND, S. (1991). « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *Review of Economic Studies*, Vol. 58: 277-97.
- ASHBAUGH, H. et LAFOND, R. (2003). « The implication of cross-country differences in accounting for the book-to-market factors », *Working Paper*, University of Wisconsin- Madison.
- BASU, S. (1997). « The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24: 3-37.
- BEAVER, W. et RYAN, S. (2000). « Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-market ratio to predict book return on equity », *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, N°1, spring: 127-49.
- BEAVER, W. et RYAN, S. (1993). « Accounting fundamentals of the book-to-market ratio », *Financial Analysts Journal*, november-december: 50-56.
- BECKERS, S., STELIAROS M. et THOMSON, A. (2004). « Bias in European analysts' earnings forecasts », *Financial Analysts Journal*, mars-avril: 74-85.
- BERNARD, V. (1994). « Accounting-based valuation, determinants of market-to-book ratios, and implications for financial statements analysis », *Working Paper*, University of Michigan.
- BILLINGS, B. et MORTON, R. (2001). « Book-to-market components, future security returns and errors in expected future earnings », *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, N° 2, September: 197-219.
- BOUNFOUR, A. (2000). « La valeur dynamique du capital immatériel », *Revue Française de Gestion*, septembre-octobre : 111-124.
- CASTA, J.F. et COLASSE, B. (2001). *Juste Valeur : enjeux techniques et politiques*, Economica.
- CAZAVAN, A. (2004). « Le ratio market-to-book et la reconnaissance des immatériels: une étude du marché Français », *Comptabilité-Contrôle-Audit*, tome 10, Vol. 2, décembre : 31-62.
- CHAN, L., LAKONISHOK J. et SOUGIANNIS T. (1999). « The stock market valuation of research and development expenditures », *Working Paper*, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- COLMANT, C., GILLET, R. et SZAFARZ, A. (2003). *Efficience des marchés: concepts, bulles spéculatives et image comptable*, éd. Larcier, 1<sup>ère</sup> édition.
- DING, Y., STOLOWY, H. et TENENHAUS, M. (2003). « R&D productivity: an international study », *The International Accounting Summer Conference*, juin 18-20.
- ECCLES ROBERT, G. & al. (2001). *The value reporting revolution: moving beyond the earnings game*, éd. John Wiley and sons.
- FAMA, E. et FRENCH, K. (1992). « The cross-section of expected stock returns », *Journal of Finance*, Vol. XLVII, N° 2, juin: 427-65.
- FAMA, E. et FRENCH, K. (1995). « Size and book-to-market factors in earnings and returns », *Journal of Finance*, Vol. L, N° 1, mars: 131-55.
- FELTHAM, G. et OHLSON, J. (1995). « Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities », *Journal of Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, N° 2, spring: 689-731.
- FELTHAM, G. et OHLSON, J. (1996). « Uncertainty resolution and the theory of depreciation measurement », *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, N° 2, autumn: 209-34.
- FONTOWICZ, L. (1998). *La pertinence des prévisions des analystes financiers, une approche dans un cadre multi-relationnel, thèse de doctorat*, Université de Lille II.
- FRANCIS, J. et SCHIPPER, K. (1999). « Have financial statements lost their relevance », *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, N° 2, autumn: 319-52.
- FRANCIS, J. et PHILBRICK, D. (1993). « Analysts' decision as products of multi-task environment », *Journal of Accounting Research*, Vol. 30, N° 2, autumn: 216-230.
- GIVOLY, D., HAYN, C. et NATARAJAN, A. (2003). « Measuring reporting conservatism », *Working Paper*, University of California.



- GIVOLY, D. et HAYN, C. (2002). « Rising conservatism: implications for financial analysis », *Financial Analysts Journal*, janvier-février: 56-74.
- GIVOLY, D. et HAYN, C. (2000). « The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: has financial reporting become more conservative? », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, N° 3: 287-320.
- GRAHAM, V. (2000). « Identifier et mesurer l'immatériel pour mieux le gérer », *Revue Française de Gestion*, septembre-octobre : 101-110.
- GRANDIN, P. et JACQUILLAT, B. (1992). « L'apport informationnel des révisions de prévisions des bénéfices par actions », *Cahier de recherches du CEREG*, n°8202.
- HAND, D. M. (2002). « The economic versus accounting impacts of R&D on U.S. market-to-book ratios », *Working Paper*, Kenan-Flagler Business School.
- HOARAU, C. et TELLER, R. (2001). *Création de valeur et management de l'entreprise*, éd. Vuibert, 1<sup>ère</sup> édition, juin.
- IMHOFF, E. et LOBO, G. (1984). « Information content of analysts' composite forecast revisions », *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, N° 2, autumn: 541-54.
- JEFFERY, S.A., LANEN, W. et VERRECCHIA, R. E. (1994). « Analysts' forecasts as proxies for investor beliefs in empirical research », *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24: 3-37.
- JOOS, P. (1996). « Using Accounting bias and industry information to predict return on equity », *Working Paper*, Stanford University.
- JOOS, P. (2002). « Explaining cross-sectional differences in market-to-book ratios in the pharmaceutical industry », *Working Paper*, University of Rochester.
- KLING, D. (2000). « La notion de juste valeur: les corrections du marché », *Cahier de l'Audit*, N° 9, 2<sup>e</sup> trimestre : 15-19.
- LEV, B. et SOUGIANNIS, T. (1999). « Penetrating the book-to-market black box: the R&D effect », *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 26, N° 3, avril/mai: 419-49.
- LEVASSEUR, M., L'HER, J.F. et SURET J.M. (1999). « Anticipations hétérogènes et rendements boursiers: le cas du marché français », *Working Paper*, Université Laval.
- LEV, B. et ZAROWIN, P. (1999). « The boundaries of financial reporting and how to extend them », *Journal of Accounting Research*, Vol. 37, N° 2, autumn: 353-85.
- ALBOUY, M. (1998). « Peut-on faire confiance au marché pour évaluer les entreprises ? », *Actes des XIV<sup>èmes</sup> journées des IAE, valeur marché et organisation*, Presse Académiques de l'Ouest, tome: 45-72
- MARQUETTY, F. (2005). « Normalisation comptable internationale et stabilité financière », *Le Journal des Finances*, N° 6122, Avril: 138-60.
- ORLEAN, A. (1999). *Le pouvoir de la finance*, éd. Odile Jacob, 1<sup>ère</sup> édition, octobre.
- PAE, J., THORNTON, D. et WELKER, M. (2004). « The link between earnings conservatism and balance sheet conservatism », *Working Paper*, The Queen's University.
- PARIENTE, S. (2000). « Valeur et données comptables: une étude sur le marché français », *Finance Contrôle Stratégie*, Vol. 3, N° 3, septembre: 125-53.
- PENMAN, S. (1992). « Return to fundamentals », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Fall: 465-84.
- PENMAN, S. (1996). « The articulation of price-earnings ratios and market-to-book ratios and the evaluation of growth », *Journal of Accounting Research*, Vol. 34, N° 2, autumn: 335-59.
- PETERSON, D. et PETERSON, P. (1995). « Abnormal returns and analysts' earnings forecast revisions associated with the publication of "stock highlights" by value line investment survey », *Journal of financial Research*, Vol. 37, N° 2, autumn: 353-85.
- POPE, P. F. et WALKER, M. (2003). « Ex-ante and ex-post accounting conservatism, asset recognition and asymmetric earnings timeliness », *Working Paper*, Lancaster University and University of Manchester.
- RYAN, S. (1995). « A model of accrual measurement with implications for the evolution of the book-to-market ratio », *Journal of Accounting Research*, Vol. 33, N° 1, spring: 95-112.
- SEVESTRE, P. (2002). *Econométrie des données de panel*, éd. DUNOD, 1<sup>ère</sup> édition.
- SIMON, C.J. (2000). « Valeur et comptabilité », *Encyclopédie de la Comptabilité, du Contrôle de Gestion et de l'Audit*, éd. Economica: 1245-1257.
- STOBER, T. (1998). « Do prices behave as if accounting book values are conservative? Cross-sectional tests of The FELTHAM-OHLSON (1995) valuation model », *Working Paper*, University of Notre Dame.
- WATTS, R. L. (1998). « Conservatism in accounting », *Working Paper*, University of Rochester.
- WILLIAMS, J.B. (1938). *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press, Cambridge Massachusetts

## ANNEXE 1

Fig 1. Moyenne et médiane du ratio book-to-market sur la période 1995-2002

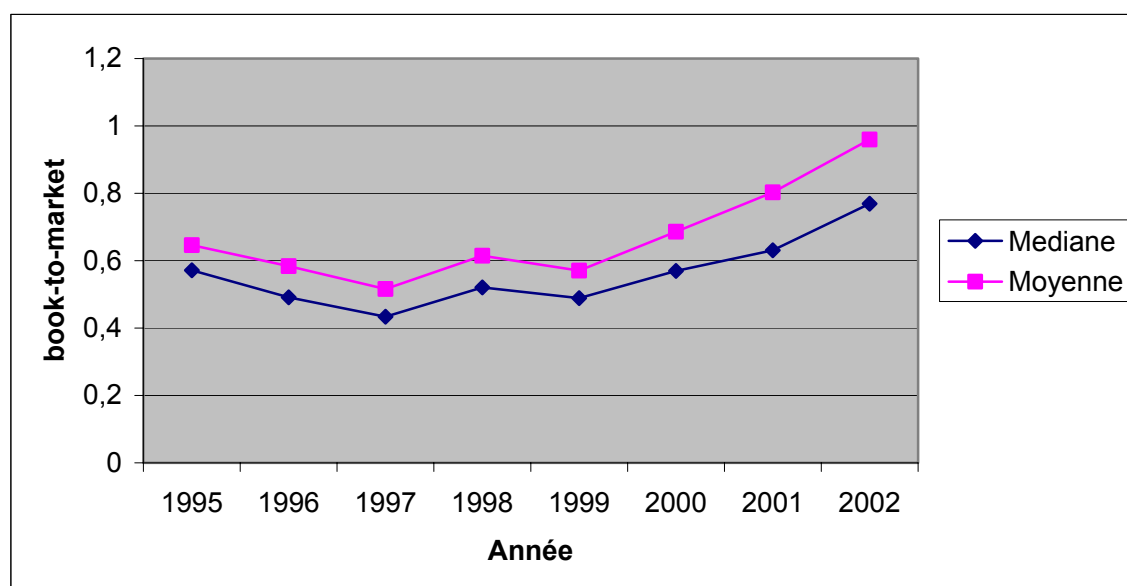


Tableau 3. Description annuelle du ratio book-to-market

	Obs	Moyenne	Ecart type	Min	Max	Médiane
<b>BTM 1995</b>	170	0,64605	0,43468	0,08156	3,03030	0,57142
<b>BTM 1996</b>	170	0,58397	0,42494	0,10060	3,57142	0,49140
<b>BTM 1997</b>	170	0,51606	0,31615	0,06112	2,04081	0,43384
<b>BTM 1998</b>	170	0,61466	0,42634	0,03648	3,33333	0,52083
<b>BTM 1999</b>	170	0,57049	0,39442	0,03524	2,17391	0,48902
<b>BTM 2000</b>	170	0,68615	0,52203	0,04840	3,33333	0,56980
<b>BTM 2001</b>	170	0,80303	0,60905	0,04454	3,22580	0,63107
<b>BTM 2002</b>	170	0,95960	0,68719	0,07042	3,70370	0,76927

Tableau 4. Matrice de corrélation

	btm	sga_ca	rd_ca	fo_dum	Accruals	turnover	erreur1	erreur2	$\Delta VB_t / VB_t$	$\Delta VB_{t-1} / VB_t$	$\Delta VB_{t-2} / VB_t$	$\Delta VB_{t-3} / VB_t$	$\Delta VB_{t-4} / VB_t$	$\Delta VB_{t-5} / VB_t$	$\Delta VB_{t-6} / VB_t$
btm	1.0000														
sga_ca	-0.1572	1.0000													
rd_ca	-0.2112	0.2574	1.0000												
fo_dum	-0.4058	0.1793	0.1960	1.0000											
accruals	0.0185	-0.1076	-0.0158	0.0249	1.0000										
turnover	-0.1039	0.0421	0.1784	0.0523	-0.0893	1.0000									
erreur1	-0.1566	0.0060	-0.0084	0.1130	-0.0105	-0.0142	1.0000								
erreur2	-0.1131	0.0192	-0.0056	0.1178	0.1031	-0.0268	0.2604	1.0000							
$\Delta VB_t / VB_t$	-0.4127	0.0037	-0.0178	0.1194	-0.0242	0.0964	0.2266	0.1073	1.0000						
$\Delta VB_{t-1} / VB_t$	-0.2546	-0.0313	0.0681	0.1037	-0.0167	0.0631	0.0103	-0.0585	0.0293	1.0000					
$\Delta VB_{t-2} / VB_t$	-0.1105	0.0150	0.0560	0.0208	-0.0292	0.0266	-0.0977	0.0099	-0.1478	-0.2045	1.0000				
$\Delta VB_{t-3} / VB_t$	-0.1209	0.0086	0.0914	0.0364	-0.0496	0.0043	0.0182	0.0195	-0.0498	-0.1475	-0.0582	1.0000			
$\Delta VB_{t-4} / VB_t$	-0.0983	0.0358	0.0458	0.0443	-0.0627	0.0093	-0.0221	-0.0309	-0.0910	0.0521	-0.0387	-0.0191	1.0000		
$\Delta VB_{t-5} / VB_t$	0.0053	0.0095	0.0225	0.0207	-0.0642	-0.0139	-0.0014	0.0359	-0.0925	-0.1566	-0.0736	-0.0956	-0.0295	1.0000	
$\Delta VB_{t-6} / VB_t$	-0.0344	0.0252	0.0165	0.0407	-0.0453	-0.0071	0.0739	0.0247	-0.0784	0.0028	-0.0515	0.0337	-0.1629	0.080	1.0000

## ANNEXE 2

Pour estimer le taux de dépréciation économique de l'actif d'exploitation, Feltham & Ohlson (1996) proposent un modèle dynamique qui s'écrit de la manière suivante :

$$cr_{i,t+1} = \lambda_i + \gamma_i cr_{it} + \kappa_i ci_{it} + \zeta_{it} \quad (1)$$

Avec :

- $cr$  : est définie comme étant le chiffre d'affaires moins (plus) l'augmentation (la baisse) des créances clients. Cette variable désigne les encaissements provenant de l'exploitation (operating cash receipts)
- $ci_{it}$  : est définie comme étant la variation de l'actif d'exploitation, augmentée des dépenses d'amortissement. L'actif d'exploitation a été défini en faisant référence à l'étude de Stober (1996). Donc on a :

Actif d'exploitation = actif total – actif financier

Actif financier = disponibilités + investissements à court terme<sup>15</sup>

- $\gamma_i$  : est le taux de persistance des encaissements provenant de l'exploitation
- $(1-\gamma_i)$  désigne selon Feltham & Ohlson (1996), ainsi que Ahmed, Morton & Schaefer (1998) le taux de dépréciation économique de l'actif d'exploitation. C'est ce paramètre qui a été comparé au taux de dépréciation comptable pour déterminer si la société utilise ou non des pratiques comptables prudentes, en l'occurrence l'amortissement accéléré.

Afin de déterminer, pour chaque société de notre échantillon, le taux de dépréciation économique ( $1-\hat{\gamma}_i$ ), le modèle (1) a été estimé en séries temporelles, pour chaque société, sur une période allant de 1980 à 2002. Les résultats de l'estimation de ce modèle sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 8. Résultats du modèle dynamique :  $cr_{i,t+1} = \lambda_i + \gamma_i cr_{it} + \kappa_i ci_{it} + \zeta_{it}$

	$\lambda$	$\gamma$	$\kappa$
Moyenne	6,0937	0,8201	0,6766
t-stat	4,8041	58,5102	4,4578

Notons que l'estimation du modèle (1) a été réalisée en tenant compte des problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Les résultats trouvés sont comparables à ceux trouvés par Ahmed, Morton & Schaefer (1998).

<sup>15</sup> Selon Penman (2000), l'actif financier se définit comme étant la somme des disponibilités et des investissements à court terme.

### ANNEXE 3

#### Modèle à effet aléatoire :

$$BTM_{it} = \alpha + \gamma_2 SGA\_CA + \gamma_3 RD\_CA + \gamma_4 FO\_dum + \gamma_5 AC\_Accruals + \gamma_6 Erreur1 + \gamma_7 Erreur2 + \gamma_8 Turnover + \left[ \sum_{j=0}^6 \beta_j \frac{\Delta VB_{it-j}}{VB_{it}} \right] + u_i + \xi_{it}$$

#### Modèle dynamique :

$$BTM_{it} = \alpha + \gamma_1 BTM_{it-1} + \gamma_2 SGA\_CA + \gamma_3 RD\_CA + \gamma_4 FO\_dum + \gamma_5 AC\_Accruals + \gamma_6 Erreur1 + \gamma_7 Erreur2 + \gamma_8 Turnover + \left[ \sum_{j=0}^6 \beta_j \frac{\Delta VB_{it-j}}{VB_{it}} \right] + u_i + \xi_{it}$$

avec :

$BTM_{it}$  : Ratio book-to-market de la firme  $i$ , calculé à la fin de l'année fiscale  $t$ .

$BTM_{it-1}$  : Ratio book-to-market de la firme  $i$ , calculé à la fin de l'année fiscale  $t-1$ .

$SGA\_CA$  : Ratio d'intensité des frais de vente et d'administration de la firme  $i$  à la date  $t$ .

$RD\_CA$  : Ratio d'intensité de la recherche et du développement de la firme  $i$  à la date  $t$ .

$FO\_dum$  : Variable binaire extraite du modèle de Feltham & Ohlson (1996)

$AC\_Accruals$  : Taux d'accumulation des accruals négatifs

$Erreur1$  et  $Erreur2$  : Erreurs de prévisions de bénéfices par actions, de l'exercice en cours et de l'exercice suivant, réalisée par les analystes financiers.

$Turnover$  : Ratio de rotation des titres

$VB_{it}$  : La valeur de marché des capitaux propres de la firme  $i$ , à la fin de l'année fiscale  $t$ .

$u_i$  : Hétérogénéité individuelle